

L'instabilité politique et ses déterminants : un réexamen empirique

Jude Eggoh, Hassen Kobbi

DANS **REVUE FRANÇAISE D'ÉCONOMIE** 2021/4 (VOL. XXXVI), PAGES 219 À 263
ÉDITIONS **REVUE FRANÇAISE D'ÉCONOMIE**

ISSN 0769-0479

DOI 10.3917/rfe.214.0219

Article disponible en ligne à l'adresse

<https://www.cairn.info/revue-francaise-d-economie-2021-4-page-219.htm>



Découvrir le sommaire de ce numéro, suivre la revue par email, s'abonner...

Flashez ce QR Code pour accéder à la page de ce numéro sur Cairn.info.



Distribution électronique Cairn.info pour Revue française d'économie.

La reproduction ou représentation de cet article, notamment par photocopie, n'est autorisée que dans les limites des conditions générales d'utilisation du site ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Toute autre reproduction ou représentation, en tout ou partie, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit, est interdite sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, en dehors des cas prévus par la législation en vigueur en France. Il est précisé que son stockage dans une base de données est également interdit.

**Jude
EGGOH
Hassen
KOBBI**

L'instabilité politique et ses déterminants : un réexamen empirique

Les épisodes d'instabilité politique sont devenus de plus en plus récurrents au cours des deux dernières décennies, avec des conséquences socio-économiques très marquées. Selon le rapport du Haut-commissariat des Nations Unies pour les Réfugiés (HCR [2017]), plus de 65 millions de

personnes étaient déplacées contre leur gré à la fin de l'année 2016, dont 22,5 millions sont des réfugiés. Même si le spectre des violences inter et intraétatiques remonte au lendemain des indépendances dans de nombreux pays africains, les décennies 1970 et 1980 ont été essentiellement ponctuées par des bouleversements politiques majeurs, des conflits ethniques et des coups d'État. Ces phénomènes d'instabilité politique ont remis en cause le fonctionnement normal des institutions dans les pays affectés, particulièrement en Afrique. La région la plus perturbée politiquement est l'Afrique subsaharienne, avec 1 814 événements d'instabilité politique, représentant 35,03 % du total mondial (Banks et Wilson [2018]). De même, le rapport sur la sécurité humaine [2005], montre que l'Afrique a connu un nombre plus important de conflits que l'Europe et l'Amérique au cours des dix dernières années. Dans les années 1970 et 1980, les phénomènes d'instabilité politique provenaient principalement des coups d'État et des insurrections populaires, puisque la plupart des régimes politiques en place dans les pays en développement étaient militaires. On aurait pu penser que les mouvements de démocratisation enclenchés dans les années 1990, pourraient mettre fin à l'instabilité politique et permettre l'émergence d'un climat socio-politique plus respectueux des droits humains et favorable à la prospérité économique ; mais tel n'a pas été le cas. Dans de nombreux pays en développement, l'exercice démocratique a généré autant d'instabilité politique à travers des changements réguliers de gouvernement ou de majorité au pouvoir. À cela, il faut ajouter que dans certains pays, la recrudescence des rebellions armées, des groupes terroristes, a dégradé l'environnement socio-politique et institutionnel déjà précaire.

De nombreux faits mettent en péril le fonctionnement des institutions publiques et politiques avec des conséquences dommageables sur l'activité économique. Pour autant, peut-on les considérer tous comme de l'instabilité politique ? Parfois, l'origine même des crises n'est pas politique ; elle peut être économique, financière, religieuse, ethnique, etc., avec des implications sur le fonctionnement des institutions politiques. Pour se convaincre de la véritable nature des chocs qui affectent les

pays, il serait intéressant d'examiner la quintessence de la notion d'instabilité politique, ses composantes et ses déterminants.

Aussi perceptible que puisse paraître l'instabilité politique, sa définition reste peu unanime dans la littérature économique. Les divergences portent essentiellement sur l'appréhension de la définition de l'instabilité politique, ainsi que sur sa mesure. Alesina *et al.* [1996], Siermann [1998], Fosu [2001] et Miljkovic et Rimal [2008] considèrent tout changement au niveau du pouvoir exécutif à travers les formes légales ou par la violence à motivation politique (coups d'État militaires, assassinats politiques, agitations sociales, etc.), comme signe d'instabilité politique. Pour ces auteurs, l'instabilité politique se réfère à toutes les formes d'alternance au pouvoir, à travers des voies légales ou inconstitutionnelles. En revanche, d'autres auteurs tels que Rodriguez et Rodrik [2000] et Blanco et Grier [2009] considèrent uniquement les agitations sociales comme de l'instabilité politique. Par conséquent, leurs mesures de l'instabilité politique se sont concentrées sur les mouvements sociaux hostiles aux gouvernements. Ces auteurs utilisent comme variables d'instabilité politique le nombre de manifestations anti-gouvernementales, la violence à motivation politique, les assassinats politiques et le nombre de morts dus aux guerres civiles.

Aux définitions controversées de l'instabilité politique dans la littérature économique, s'ajoute la multiplicité de ses sources. Selon les travaux d'Alesina et Perotti [1996], d'Alesina *et al.* [1996] et de Rodriguez et Rodrik [2000], ce sont les chocs économiques défavorables qui provoqueraient l'instabilité politique. En revanche, Easterly et Levine [1997], Collier et Hoeffler [1998] et Blanco et Grier [2009] expliquent l'instabilité politique à partir de la démocratisation, la fragmentation politique, le factionnalisme, et la nature des régimes politiques. Enfin, les inégalités, les conditions sociodémographiques et les diverses formes de fragmentation (ethnique, religieuse et linguistique) peuvent aussi engendrer de l'instabilité politique surtout dans les pays qui enregistrent un niveau de corruption élevé. Il n'existe pas une approche théorique consensuelle des déterminants de l'instabilité politique, mais une multiplicité d'apports. Ces dif-

férentes approches dues au caractère multidimensionnel de l'instabilité politique demeurent complémentaires. Face à la pluralité d'apports, une démarche synthétique proposée par Campos et Karanasos [2008] fait la distinction entre deux formes d'instabilité politique : la formelle, qui regroupe le nombre d'élections législatives, le nombre de changements constitutionnels majeurs et les crises gouvernementales, et l'informelle qui se manifeste par les bouleversements politiques non constitutionnels (coups d'État, assassinats politiques, révolutions, etc.) et les tensions sociales entre la société civile et le pouvoir politique. Ainsi, l'approche synthétique complémentaire de celle pluraliste impose une nouvelle méthodologie, plus basée sur un réexamen empirique de l'influence des variables macroéconomiques et institutionnelles sur l'instabilité politique.

Le présent article s'inscrit dans cette perspective, en réexaminant les déterminants de l'instabilité politique, à travers une approche multidimensionnelle. À partir des variables traditionnelles de l'instabilité politique, nous proposons deux mesures composites de l'instabilité politique à l'aide d'une analyse factorielle. Au-delà des déterminants classiques utilisés dans la littérature, l'une des contributions de cet article est de mobiliser des variables qui, jusqu'à présent, sont occultées, à savoir : la contagion liée au voisinage géographique et l'âge du chef de l'exécutif. Les motivations conduisant à inclure ces deux variables sont les suivantes :

- d'une part, l'instabilité politique est un phénomène régional. Au-delà des effets économiques indésirables (afflux massif de réfugiés, destruction des infrastructures de transport dans le pays voisin en crise, entraves aux échanges économiques, etc.) que peut subir le voisinage géographique immédiat d'un pays en proie à l'instabilité politique, ces pays environnants peuvent voir l'instabilité politique s'importer sur leur territoire. Ainsi, si un pays est touché par une crise politique, le risque de propagation dans les pays limitrophes devient important. De nombreux événements d'instabilité politique se sont rapidement propagés dans le voisinage immédiat au cours des dernières décennies : par exemple, les coups d'État en Afrique subsaharienne dans les

années 1970 et 1980, les processus de démocratisation dans ces pays dans les années 1990, et le Printemps arabe au début des années 2010. La nouvelle vague de coups d'État intervenus en Afrique (Tchad, Guinée, Mali et Burkina Faso) entre 2021 et 2022 s'inscrit dans cette perspective. Par ailleurs, Ades et Chua [1997] suggèrent que l'instabilité politique régionale a des effets économiques déstabilisants comparables à l'instabilité politique domestique qui s'opèrent à travers les canaux du commerce, de l'investissement et des dépenses militaires. L'évidence des effets économiques déstabilisants de la contagion de l'instabilité politique est apportée à travers les troubles civils des années 1980 du Mozambique sur le Malawi, un pays enclavé d'Afrique du Sud. Une situation semblable a été observée au Rwanda et au Burundi entre la deuxième moitié des années 1970 et 1985, en raison des troubles politiques en Ouganda et en Tanzanie (Banque mondiale [1992]) ;

- d'autre part, l'âge du chef de l'exécutif peut jouer un rôle non négligeable dans le déclenchement de l'instabilité politique. En effet, plus l'âge du chef de l'exécutif est avancé, plus âpre est la bataille pour la succession par des formes constitutionnelles ou non, augmentant ainsi le risque d'instabilité politique. Par ailleurs, avec des chefs d'exécutif d'âge élevé, les problèmes de santé peuvent devenir récurrents, les amenant à délaisser la gestion courante de l'État, alimentant ainsi des tensions politiques. L'actualité politique amène également à se questionner sur l'âge optimal pour une gestion efficace et stable du pouvoir politique, puisque des phénomènes d'instabilité politique ont été observés dans de nombreux pays où les chefs d'exécutif avaient des âges relativement avancés : la République démocratique du Congo (ex Zaïre avec Mobutu Sese Seko), la Côte d'Ivoire (avec Félix Houphouët-Boigny), la Lybie (avec Mouammar Kadhafi), le Zimbabwe (avec Robert Mugabe), l'Algérie (avec Abdelaziz Bouteflika), etc. Même si très peu de travaux ont examiné l'impact macroéconomique de l'âge des chefs d'État, Jones et Olken [2005] discutent de la place des dirigeants politiques, en particulier l'incidence de leur décès, sur les performances économiques. À partir d'un échantillon de 57 dirigeants dont le décès est

intervenir en raison de causes naturelles ou accidentelles (assassinat politique, coup d'État, etc.), Jones et Olken [2005] trouvent que ce choc exogène, conduit à des ruptures de tendance de la croissance économique. Par ailleurs, les auteurs montrent que cette rupture de tendance dépend du type de régime politique. La mort des dirigeants politiques conduit à des changements majeurs de croissance dans des régimes autocratiques, comparativement aux régimes démocratiques. Les travaux de Jones et Olken [2005] peuvent soutenir la prise en compte de l'âge du chef de l'exécutif dans les déterminants de l'instabilité politique, puisque la probabilité de décès s'accroît avec l'âge.

En comparant le chef d'État à un PDG, on retrouve dans l'abondante littérature qui établit un lien entre les caractéristiques individuelles du PDG et la performance économique une place accordée à l'âge, dont l'impact reste tout de même mitigé. Bien que les PDG âgés soient plus expérimentés, leurs compétences physiques et mentales déclinent naturellement (Giniger *et al.* [1983]) et ils sont également réticents au risque ; ce qui pourrait conduire à manquer des opportunités et donc entraîner une faible performance. En revanche, les PDG jeunes sont plus motivés, et disposent d'un horizon de carrière plus long ; ce qui les amène à prendre davantage de risques et à atteindre une performance plus élevée (Mishra *et al.* [2000], McClelland *et al.* [2012], Nguyen *et al.* [2018]). Partant du constat que l'âge du PDG affecte la performance de l'entreprise, une extension peut être faite à la nation, en postulant que l'âge du chef de l'exécutif peut, non seulement influencer les performances macroéconomiques, mais également jouer un rôle dans le déclenchement des phénomènes d'instabilité institutionnelle¹.

L'analyse empirique est basée sur un panel de 84 pays en développement sur la période 1975-2019. Elle mobilise, d'une part, la méthode traditionnelle d'analyse en coupe transversale, qui permet d'avoir des résultats de long terme, et, d'autre part, la méthode des moments généralisés (GMM) sur panel dynamique, qui prend en compte la persistance de l'instabilité politique et contrôle le biais d'endogénéité. Les résultats obtenus suggèrent qu'à long terme la croissance économique réduit le

niveau d'instabilité politique, qu'elle soit formelle ou informelle. De même, les pays démocratiques et faiblement corrompus sont relativement moins touchés par les différentes formes d'instabilité politique. En ce qui concerne les deux variables additionnelles mobilisées, les estimations suggèrent que l'âge du chef de l'exécutif a un impact négatif et significatif sur l'instabilité politique à long terme, alors qu'il est positivement associé à l'instabilité politique formelle et informelle à court terme. Cet impact positif de l'âge sur l'instabilité politique est atténué par les progrès réalisés en termes de démocratisation. Par ailleurs, nos résultats mettent également en évidence un effet positif et significatif de la contagion, en raison de la proximité géographique sur les deux formes d'instabilité politique, aussi bien à court qu'à long terme.

Le reste de l'article est structuré comme suit : une section est consacrée à la revue de littérature, une autre décrit l'approche méthodologique et les données, la suivante expose et analyse les résultats. La dernière section conclut l'article et propose des recommandations de politique économique.

Une synthèse de la littérature sur les sources de l'instabilité politique

La littérature sur les sources de l'instabilité politique peut être structurée autour des défaillances institutionnelles et des conditions économiques défavorables.

La faible qualité des institutions comme ingrédient de l'instabilité politique

Plusieurs auteurs ont montré, à travers des études théoriques et empiriques, que les institutions démocratiques peuvent favoriser la croissance économique et, en conséquence, jouer un

rôle important dans la stabilité politique. À travers les libertés civiles et politiques qu'elle protège, la démocratie crée les conditions appropriées pour une croissance soutenable et un développement durable. En définissant clairement les mécanismes d'accession au pouvoir et d'alternance politique, les régimes démocratiques inhibent les velléités de déstabilisation politique. Wittmann [1989] montre que, dans les pays démocratiques, les marchés sont structurés afin de minimiser les divergences entre les coûts privés et les coûts sociaux. Un régime politique démocratique permet d'exercer un contrôle sur les dirigeants politiques, afin de limiter leur abus de pouvoir à travers une réduction de la corruption, et les dissuade de mener des politiques inefficaces ou impopulaires. En outre, Ellingsen [2000] et Parsa [2003] soulignent l'intérêt de ce type de régime et précisent les mécanismes par lesquels les régimes démocratiques soutiennent la stabilité politique, comparativement aux régimes autoritaires. Ils expliquent qu'un régime démocratique permet aux citoyens de participer au processus politique, d'une part, et de fixer les politiques macroéconomiques, d'autre part, à travers les élections. Ils ajoutent également que la violence à motivation politique est moins susceptible de se produire dans les régimes démocratiques car les conflits peuvent être résolus par des procédures démocratiques telles que le dialogue social et le vote. Par ailleurs, Rummel [1995], Auvinen [1997] et Przeworski et Limongi [1997] suggèrent que la démocratie détourne les ressources des investissements improductifs vers la consommation pour satisfaire les besoins des citoyens et atténuer les mécontentements populaires. Ces prédictions sont confirmées par Blanco et Grier [2009] qui montrent à partir d'un échantillon de 18 pays d'Amérique latine sur la période 1971-2000, que la démocratie a fortement augmenté la stabilité politique dans la région.

Une autre dimension par laquelle les institutions peuvent influencer l'instabilité politique est le niveau de gouvernance. En effet, si la bonne gouvernance permet à l'économie d'être plus efficiente à travers la promotion d'incitations améliorant la compétitivité et la qualité de vie, la mauvaise gouvernance introduit une incertitude chez les agents économiques et accroît

l'instabilité politique. Selon Shleifer et Vishny [1993], les agitations sociopolitiques telles que les coups d'État et les assassinats politiques peuvent trouver des origines dans la mauvaise gouvernance, qui se traduit, entre autres, par la corruption et le non-respect des droits de propriété. Dans cette perspective, plusieurs études montrent que la mauvaise gouvernance peut entraîner le non-respect des bases fondamentales de la démocratie et de la constitution, et provoquer par la suite des événements d'instabilité politique en raison du mécontentement populaire. Des études récentes confirment l'effet défavorable de la mauvaise gouvernance sur l'instabilité politique, mettant également en évidence des canaux de transmission et des implications en termes de récession économique. Par exemple, Farzanegan et Witthuhm [2017] ont testé la relation entre la corruption et la stabilité politique sur un panel de 100 pays, sur la période 1984-2012. Ils montrent que l'un des principaux canaux de transmission entre la corruption et la croissance est l'instabilité politique, qui représente 53 % de l'effet négatif de la corruption sur la croissance. Dans la même veine, Karnane et Quinn [2019] montrent que c'est par le canal de l'instabilité politique que la corruption et la fragmentation ethnolinguistique affectent négativement la croissance économique.

La fragmentation ethnolinguistique et religieuse est de plus en plus perçue comme un facteur d'instabilité politique. En effet, les sociétés caractérisées par une diversité ethnique et religieuse ont une plus forte probabilité d'instabilité politique, en raison des divergences d'opinion et de choix sociétaux. Par ailleurs, la diversité ethnique peut entraîner une mauvaise gouvernance, compte tenu de la nécessité de satisfaire les différents clans, qui à son tour, va décourager l'investissement et pénaliser la croissance économique, pour, enfin, alimenter l'instabilité politique. Ainsi, la fragmentation ethnique mène non seulement à une mauvaise qualité des institutions, mais également à des politiques économiques mal élaborées, et à une performance économique décevante. Dans le même temps, la lutte entre les différents groupes ethniques et religieux pour la conquête du pouvoir conduit à des conflits armés et à des guerres ethniques.

Par exemple, Montalvo et Reynal-Querol [2005] ont montré que la fragmentation ethnique et religieuse constitue la source majeure de conflits et de guerres civiles dans de nombreux pays en développement. Blanco et Grier [2009] ont également examiné la relation entre la fragmentation ethnique et l'instabilité politique en utilisant l'indice de fragmentation d'Alesina *et al.* [2003] à partir d'un panel de 18 pays d'Amérique latine, sur la période 1971-2000. Les auteurs concluent que la fragmentation ethnique alimente l'agitation sociale et engendre de l'instabilité politique. Ranis [2009] ajoute que la répartition inégale des ressources naturelles entre les différents groupes ethniques peut être l'une des principales causes de l'instabilité politique. Karnane et Quinn [2019] ont constaté, à partir d'un large panel de 157 pays entre 1996 et 2004, que la fragmentation et la corruption influencent négativement la croissance économique, en raison de leur incidence positive sur l'instabilité politique.

Les conditions macroéconomiques défavorables, prémices de l'instabilité politique

Les mauvaises performances économiques sont considérées comme une cause majeure d'instabilité politique. Les conditions économiques défavorables augmentent le mécontentement populaire et alimentent par la suite l'instabilité politique. Une crise économique peut engendrer des mouvements de protestation et même des révolutions. De même, les manifestations anti-gouvernementales peuvent pousser un pouvoir exécutif à changer de politique économique, afin de répondre aux besoins des citoyens. Plusieurs pays développés (Espagne, Italie et Grèce, par exemple) ont connu, pendant la dernière décennie, des protestations sociales du fait des crises économiques. À leur tour, les pays de l'Afrique du Nord, tels que la Tunisie, l'Égypte et la Libye ont subi des révoltes populaires à partir de 2011. En marge du manque de liberté civile et politique, ces pays ont enregistré des taux de chômage très élevés surtout pour les jeunes diplômés. Toutefois, malgré les changements de

régime politique consécutifs au Printemps arabe, ces pays ne sont pas parvenus à assurer une stabilité politique pendant les années suivantes.

Les déterminants macroéconomiques de l'instabilité politique ont été mis en évidence par Collier et Hoeffler [2004], à partir d'une étude portant sur 123 pays sur la période 1960-1999 et mobilisant une variété d'indicateurs macroéconomiques. Les auteurs trouvent qu'une augmentation du taux de croissance diminue la probabilité de subir des conflits internes ou des événements d'instabilité politique. Dans le même temps, les exportations de matières premières augmentent considérablement le risque de conflits internes, puisque les ressources naturelles représentent une rente qui participe au financement des conflits internes entre les groupes rebelles et le pouvoir en place. Des résultats semblables, mettant en évidence une relation négative entre la croissance économique et l'instabilité politique, sont confirmés par Cuzan *et al.* [1988], Booth [1991], Annett [2000] et Blomberg et Hess [2002].

Des indicateurs macroéconomiques additionnels ont été mis en relation avec l'instabilité politique par Blanco et Grier [2009] : la croissance urbaine, l'inflation, l'investissement, le déficit budgétaire et l'ouverture commerciale. Les résultats mettent en évidence un effet de seuil lié à la croissance de la population. En effet, une croissance de la population urbaine inférieure 13,6 % n'handicape pas la stabilité des pays, alors qu'au-delà de ce seuil, elle génère une forte instabilité politique. Les auteurs montrent également que l'ouverture commerciale a un impact négatif et significatif sur l'instabilité politique. Des résultats connexes ont été obtenus par Goldstone *et al.* [2010], montrant l'existence d'un effet de seuil dans la relation entre ouverture commerciale et instabilité politique dans les pays d'Afrique subsaharienne. Ils concluent que les pays ayant une ouverture commerciale située dans le premier quartile de la distribution mondiale, avaient deux à trois fois plus de risque de subir de l'instabilité à court terme que les pays ayant une ouverture commerciale plus large. Par ailleurs, d'autres études ont prouvé qu'un niveau élevé d'inflation peut induire plusieurs

formes d'instabilité politique. Par exemple, Paldam [1987] a évalué l'impact de l'inflation sur l'instabilité politique à partir d'un échantillon de huit pays d'Amérique latine sur la période 1946-1984. Outre l'inflation, les dépenses publiques peuvent être un facteur déstabilisant. Ainsi, Cuzan *et al.* [1988] constatent qu'une augmentation des dépenses publiques accroît l'instabilité politique dans les pays d'Amérique latine. Des résultats semblables sont obtenus par Annett [2000].

Cette littérature, en dépit de sa richesse, utilise des indicateurs disparates et ne prend pas en compte le caractère multidimensionnel de l'instabilité. À l'inverse, cet article examine les déterminants de l'instabilité politique synthétisée à travers deux indicateurs composites, et introduit des variables complémentaires, jusqu'à présent occultées dans la littérature.

Approche méthodologique et données

Méthodologie

Compte tenu de la diversité des indicateurs pouvant capter l'instabilité politique, et de son caractère multidimensionnel, nous utilisons une analyse factorielle qui permet de regrouper les différentes variables d'instabilité en deux indicateurs composites : l'instabilité formelle, calculée à partir des mesures constitutionnelles de changement politique (crises gouvernementales, nombre de changements majeurs de la constitution et nombre de remaniements ministériels) et l'instabilité informelle qui synthétise les indicateurs non constitutionnels (coups d'État, assassinats politiques et révolutions).

La méthode de calcul de ces deux indicateurs composites d'instabilité politique se base sur une analyse factorielle. Elle vise à déterminer la structure latente d'un ensemble de données tout en expliquant la corrélation entre les indicateurs,

afin de réduire le nombre de dimensions et d'extraire, par la suite, les informations communes à tous ces indicateurs. Dans cette perspective, les travaux de Jong-A-Pin [2009] et Klomp et De Haan [2009] mobilisent une analyse exploratoire, afin de proposer des variables latentes ou indicateurs composites. À l'instar de Campos et Karanasos [2008], nous utilisons une analyse factorielle soutenue par des hypothèses spécifiques, concernant les dimensions retenues pour l'instabilité politique, à savoir l'une formelle et l'autre informelle. Selon Kolenikov [2009], la relation linéaire du modèle d'analyse factorielle peut être formulée de la manière suivante :

$$y_{it} = \mu_t + \sum_{K=1}^M \lambda_{kt} \xi_{ik} + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

avec y_{it} un vecteur contenant les indicateurs d'instabilité politique observés pour le pays i à la date t , μ_t est un facteur fixe temporel, ξ_{ik} désigne le vecteur de facteurs latents non observés, de moyenne nulle et de covariance définie positive, λ_{kt} est le coefficient de la régression ou le facteur de saturation et ε_{it} est le terme d'erreur. Le modèle (1) peut s'écrire sous la forme matricielle de la manière suivante :

$$y_i = \mu + \Delta \xi_i + \varepsilon_i \tag{2}$$

où y_i est un vecteur contenant M indicateurs (dans notre cas, y_i contient les six indicateurs d'instabilité politique), Δ est un vecteur de saturation de dimension $M \times K$, avec K le nombre de facteurs. Sous ces hypothèses, la matrice de covariance de y_i s'écrit comme suit :

$$\Xi = \Delta \Phi \Delta^t + \Omega_{it} \tag{3}$$

La matrice de covariance Ξ peut être décomposée en matrice de covariance de facteurs (Φ) et en matrice de covariance diagonale de terme d'erreur (Ω_{it}). Le modèle est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance. En supposant que les facteurs et leur distribution suivent une loi

normale, l'estimation par la méthode du maximum de vraisemblance donne la solution suivante :

$$L = \log |\Xi| + \text{tr} [S\Xi^{-1}] \quad (4)$$

où S représente la matrice de covariance. La minimisation de cette fonction permet d'obtenir une matrice implicite qui est très proche de la matrice de covariance.

L'étape suivante consiste à déterminer le nombre de facteurs qui représentent l'instabilité politique sur l'échantillon de pays considérés. Pour ce faire, nous utilisons le critère de Kaiser dont la règle stipule de retenir uniquement les facteurs dont les valeurs propres sont supérieures à 1. Ensuite, la matrice de saturation des facteurs permet de mettre en évidence la contribution des indicateurs d'instabilité politique aux différents facteurs communs à travers les corrélations obtenues.

Après le calcul des indicateurs synthétiques d'instabilité politique, deux types d'estimation sont ensuite mobilisés pour étudier les déterminants de l'instabilité politique : les moindres carrés ordinaires (MCO) en coupe transversale (données moyennes sur la période d'étude) qui fournissent une évaluation à long terme des déterminants de l'instabilité politique et l'estimation en panel qui permet de prendre en compte la dynamique de court terme. Le modèle de régression en coupe transversale se présente sous la forme suivante :

$$IP_i = \alpha + \beta_1 X_i + \beta_2 Z_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

IP_i représente l'indicateur d'instabilité politique, qui peut être formelle ou informelle, X_i les variables macroéconomiques exogènes, Z_i les variables institutionnelles exogènes et ε_i le terme d'erreur. L'estimateur des MCO en coupe transversale ne prend pas en compte les biais d'endogénéité liés à une causalité réciproque. En effet, l'évolution des variables exogènes, en particulier celles macroéconomiques, peut être la conséquence de l'instabilité politique. De surcroît, le caractère dynamique de l'instabilité politique et de ses déterminants est occulté dans la

spécification précédente. Afin de prendre en compte l'hétérogénéité individuelle et la dynamique de l'instabilité politique, et de fournir des estimateurs de court terme qui soient pertinents pour les politiques économiques, nous intégrons la variable d'instabilité politique retardée dans la spécification à effets fixes individuels de l'équation précédente. Le modèle de régression en panel dynamique est décrit dans ce cas par l'équation suivante :

$$IP_{it} = \alpha_i + \lambda IP_{i,t-1} + \beta_1 X_{it} + \beta_2 Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

L'estimateur « within » du modèle à effets fixes, appliqué à une spécification dynamique, fournit des estimateurs biaisés et non convergents, compte tenu de la corrélation entre la variable endogène retardée $IP_{i,t-1}$ et ε_{it} , lorsque les termes d'erreur sont autorégressifs. La spécification en différence première, dont l'équation est décrite ci-dessous, est proposée par Arellano et Bond [1991], pour contenir cette limite.

$$IP_{it} - IP_{i,t-1} = \lambda(IP_{i,t-1} - IP_{i,t-2}) + \beta_1(X_{it} - X_{i,t-1}) + \beta_2(Z_{it} - Z_{i,t-1}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}) \quad (7)$$

Bien que cette spécification permette d'éliminer les effets fixes individuels, elle fait apparaître un nouveau biais, du fait de la corrélation par construction de $IP_{i,t-1} - IP_{i,t-2}$ et $\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}$. La méthode la plus robuste pour traiter ce problème est l'estimateur des GMM system en deux étapes, proposé par Blundell et Bond [1998], qui combine l'équation en niveau (6) et l'équation en différence première (7). Les instruments mobilisés dans le cadre de cette étude pour traiter le biais d'endogénéité sont les variables exogènes retardées d'une période. La validité de l'estimateur des moments généralisés repose sur deux hypothèses : la validité des instruments et l'autocorrélation des termes d'erreur. Afin de tester ces deux hypothèses, le test de sur-identification de Sargan, ainsi que les tests d'autocorrélation d'ordre un et deux sont utilisés.

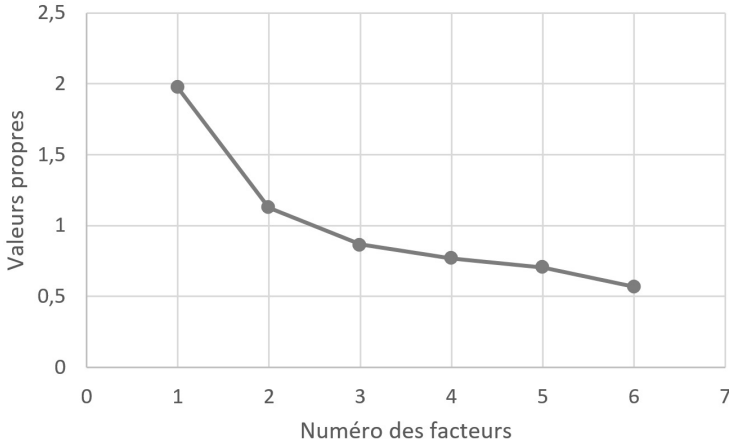
Présentation et analyse des données

La présente étude couvre la période de 1975 à 2019 et porte sur un large panel de 84 pays en développement², sélectionnés selon la disponibilité des données. L'analyse en coupe transversale repose sur la moyenne des données portant sur la période d'étude, tandis que les estimations en panel dynamique sont réalisées à partir des données moyennes sur des périodes d'amplitude quinquennale. Généralement, la plupart de ces pays ont connu plusieurs formes d'instabilité politique sur la période d'étude.

Concernant la variable dépendante, à l'instar de Campos et Karanasos [2008], nous utilisons une analyse factorielle sur six indicateurs d'instabilité politique (coups d'État, assassinats politiques, révolutions, crises gouvernementales, changements majeurs de la constitution, et remaniements ministériels), issus de la base de données élaborée par Banks et Wilson [2020]. Ces indicateurs ont permis de calculer l'instabilité politique, dans ses dimensions formelle et informelle. Ainsi, l'instabilité informelle est définie à partir des indicateurs d'assassinats politiques, de coups d'État et de révolutions, tandis que l'instabilité formelle se résume à travers les indicateurs suivants : crises gouvernementales, changements majeurs de la constitution et remaniements ministériels. La détermination des dimensions de l'instabilité politique est obtenue à partir du diagramme des valeurs propres (graphique n°1), mettant en relation les valeurs propres et les facteurs associés.

Comme le montre le graphique n°1, sur les six facteurs possibles, deux seulement possèdent des valeurs propres supérieures à 1. Selon le critère de Kaiser, le nombre optimal de facteurs communs est donc égal à 2. En conséquence, nous pouvons déduire que les différents indicateurs d'instabilité politique peuvent se résumer à travers deux dimensions. La contribution des différents indicateurs associés à chaque dimension est obtenue à travers la matrice de saturation des facteurs présentée au tableau n°1.

Graphique 1
Diagramme des valeurs propres



Note : le facteur 1 représente l'instabilité politique informelle et le facteur 2 l'instabilité politique formelle. Les autres facteurs ne sont pas pris en compte dans l'analyse, en raison de leur valeur propre inférieure à 1.

Tableau 1
Matrice de saturation des facteurs

Indicateurs d'instabilité politique	Facteurs communs	
	IP Informelle	IP formelle
Assassinat	0,396	0,112
Coups d'État	0,604	0,237
Révolution	0,653	-0,260
Crises gouvernementales	0,111	0,461
Changements majeurs de la constitution	0,219	-0,352
Remaniements ministériels	0,181	-0,393
Nombre de facteurs	2	
Variance expliquée	0,831	
Test de Kaiser	0,672	
Test de Bartlett	909,719	
P-value	0,000	

Le tableau n°1 présente la corrélation entre les six indicateurs d'instabilité politique et les deux facteurs communs obtenus, ainsi que les tests de validation de l'analyse factorielle. La variance expliquée suggère que les deux dimensions de l'instabilité politique retenues captent 83,1 % de l'information contenue dans les six indicateurs. Par ailleurs, la statistique du test de Kaiser, supérieure à 0,5, dénote un ajustement appréciable entre les indicateurs d'instabilité politique et les facteurs latents (instabilité formelle et informelle). Enfin, le test de Bartlett, significatif au seuil de 1 %, confirme la validité des résultats obtenus³.

Les poids factoriels permettent d'identifier la contribution des indicateurs d'instabilité associés aux facteurs. Ils sont utilisés pour interpréter les axes factoriels, en exprimant les corrélations entre les indicateurs d'instabilité politique et les facteurs latents. Ainsi, les indicateurs présentant une corrélation élevée en valeur absolue seront retenus comme les déterminants majeurs du facteur. En se référant à Klomp et De Haan [2009], nous retenons les saturations supérieures ou égales à 0,3 en valeur absolue. Le premier facteur est fortement corrélé avec les indicateurs reflétant la violence à motivation politique. La corrélation associée au nombre d'assassinats politiques est de 0,396, contre 0,604 pour le nombre de coups d'État, et enfin 0,653 pour le nombre de révolutions. Ces trois indicateurs, en relation avec l'instabilité politique non constitutionnelle, présentent des corrélations avec le premier facteur supérieures à 0,3. En conséquence, ce facteur peut être qualifié d'instabilité politique informelle. Le deuxième facteur possède un poids factoriel élevé pour les indicateurs associés à l'instabilité politique sans violence, à savoir : les crises gouvernementales (0,461), le nombre de changements majeurs de la constitution (-0,352) et le nombre de remaniements ministériels (-0,393). Ce deuxième facteur peut être considéré comme de l'instabilité politique formelle, en relation avec les bouleversements politiques inhérents au fonctionnement normal des institutions politiques.

Les indicateurs macroéconomiques mobilisés dans le cadre de cette étude sont : le taux de croissance du PIB par tête, le ratio au PIB de l'investissement et des dépenses gouvernemen-

tales, le taux d'ouverture, le taux d'inflation et le taux de chômage. En effet, un environnement macroéconomique favorable est censé réduire l'instabilité ; ce qui justifie la prise en compte de ces variables dans l'équation de régression. Par ailleurs, l'investissement, l'ouverture commerciale et les dépenses gouvernementales peuvent influencer l'instabilité politique directement ou indirectement par le biais de la croissance économique. À ces indicateurs macroéconomiques qui influencent l'instabilité politique, s'ajoutent d'autres variables captant la régulation des institutions, à savoir : la démocratie, la corruption, la durabilité des régimes politiques et les différentes formes de fragmentation (ethnique, linguistique, religieuse et gouvernementale).

L'une des contributions de cet article est de mobiliser des variables qui, jusqu'à présent, sont occultées dans la littérature, à savoir : la contagion liée au voisinage géographique et l'âge du chef de l'exécutif. Nous mesurons l'effet de contagion par le nombre d'événements d'instabilité politique enregistrés dans les pays limitrophes. Les pays insulaires n'ayant pas de voisins immédiats sont donc exclus de notre échantillon.

Ainsi, l'indicateur mesurant la contagion des phénomènes d'instabilité politique est une variable de comptage représentant le nombre d'événements d'instabilité politique (nombre de coups d'État, d'assassinats politiques, de révolutions, de crises gouvernementales, de changements majeurs constitutionnels et de remaniements ministériels) enregistré dans les pays limitrophes de chaque pays, chaque année sur la période d'étude. Il est calculé à l'aide de la formule suivante :

$$Contag_{it} = \sum_{j=1}^K \eta_{j,t} \quad (8)$$

η_j représente le nombre de phénomènes d'instabilité politique dans le pays limitrophe j calculé à partir des données de la base de données Banks et Wilson [2020], t est la dimension temporelle et K le nombre de pays limitrophes du pays i . Cette mesure de l'effet de contagion de l'instabilité politique s'inscrit dans la même perspective que Ades et Chua [1997], qui complètent la somme des événements d'instabilité poli-

tique enregistrés dans le voisinage, par la moyenne et le nombre maximum d'événements d'instabilité politique subis par les pays limitrophes sur la période d'étude.

La variable « âge du chef de l'exécutif » est calculée d'une façon dynamique, en se basant sur l'année de naissance du chef d'État, pour déterminer son âge à chaque date. Le tableau n°2 présente les différentes variables mobilisées dans le cadre de la présente étude.

Tableau 2
Variables et sources

Variables	Définitions	Sources	Signe attendu
IP formelle	Instabilité politique formelle. Elle est calculée à partir d'une approche factorielle et synthétise les indicateurs d'instabilité politique suivants : crises gouvernementales, changements majeurs de la constitution et remaniements ministériels.	Calculée par les auteurs à partir des données de Banks et Wilson [2020]	
IP informelle	Instabilité politique informelle. Elle est calculée à partir d'une approche factorielle et synthétise les indicateurs d'instabilité politique suivants : assassinats politiques, coups d'État et révolutions.	Calculée par les auteurs à partir des données de Banks et Wilson [2020]	
Âge	L'âge du chef de l'exécutif correspond à chaque date à l'âge effectif de celui qui exerce l'autorité du pouvoir exécutif.	Calculée par les auteurs	+/-
Contagion	Le nombre d'événements d'instabilité politique vécus par les pays limitrophes à chaque date.	Calculée par les auteurs	+
PIBgr	Le taux de croissance du PIB par tête au prix de référence de 2017.	Word Bank [2021], WDI	-
Gov	Le ratio de dépenses gouvernementales au PIB.	Word Bank [2021], WDI	+/-
Invest	L'investissement mesuré par la formation brute du capital fixe en pourcentage du PIB.	Word Bank [2021], WDI	-
Trade	L'ouverture commerciale est mesurée par le ratio des exportations et des importations au PIB.	Word Bank [2021], WDI	-

.../...

.../...

Inflation	Le taux de l'inflation est calculé sur la base de l'indice des prix à la consommation.	Word Bank [2021], WDI	+
Chômage	Le taux de chômage représente le pourcentage des chômeurs dans la population active (estimations nationales).	Word Bank [2021], WDI	+
Corrupt	Le contrôle de la corruption saisit les perceptions de la mesure dans laquelle le pouvoir public est exercé à des fins privées, y compris toutes les formes de corruption (petite et grande), ainsi que la « capture » de l'État par les élites et les intérêts privés.	Word Bank [2021], WGI	-
Democ	L'indicateur de démocratie est mesuré sur une échelle ordinale, qui représente le niveau de la démocratisation des institutions par lesquelles les citoyens peuvent exprimer les préférences concernant les choix politiques ainsi que la garantie des libertés civiles à tout citoyen dans sa vie quotidienne et dans les actes de participation politique. Il est compris entre 0 (autocratie) et 10 (fort niveau de démocratie).	Marshall <i>et al.</i> [2019]	-
Durab	La durabilité du régime, c'est le nombre d'années écoulées depuis le changement d'un régime politique ou depuis la fin de la période de transition définie par l'absence d'institutions politiques stables.	Marshall <i>et al.</i> [2019]	-
Fraggouv	La fragmentation gouvernementale décrit la probabilité qu'un gouvernement soit composé de deux différents partis politiques ou plus.	QoG [2021]	+
Frageth	La fragmentation ethnique reflète la probabilité que deux personnes choisies au hasard dans un pays donné n'appartiennent pas au même groupe ethnique. Plus cette probabilité est élevée, plus la société est fragmentée ethniquement.	QoG [2021]	+
Fragling	La fragmentation linguistique reflète la probabilité que deux personnes choisies au hasard dans un pays donné n'appartiennent pas au même groupe linguistique. Plus cette probabilité est élevée, plus la société est fragmentée linguistiquement.	QoG [2021]	+
Fragreli	La fragmentation religieuse reflète la probabilité que deux personnes choisies au hasard dans un pays donné n'appartiennent pas au même groupe religieux. Plus cette probabilité est élevée, plus la société est fragmentée religieusement.	QoG [2021]	+

Le tableau n°3 décrit les statistiques descriptives sur les variables en considération. Les variables macroéconomiques (taux de croissance du PIB par tête, investissement, taux d'ouverture, dépenses gouvernementales, taux d'inflation et taux de chômage) présentent des tendances de long terme globalement conformes aux valeurs souvent obtenues dans la littérature (Barro et Sala-i-Martin [2004], Levine *et al.* [2000], Bahadir et Valev [2015]). La comparaison des indicateurs d'instabilité politique montre que l'instabilité formelle est non seulement en moyenne plus importante que celle informelle, mais qu'elle est caractérisée par une plus faible variabilité. Le caractère aléatoire de l'instabilité informelle explique sa forte variabilité, comparativement à l'instabilité formelle. Toutefois, cette dernière est inhérente au bon fonctionnement des institutions, en raison des alternances au pouvoir qu'elle entraîne. Nos résultats suggèrent que les pays de notre échantillon sont relativement fragmentés. Le niveau de démocratisation de l'échantillon est par ailleurs relativement faible (3,057 en moyenne sur une échelle de 0 à 10) et la corruption reste en moyenne prépondérante dans une majeure partie des pays. En outre, la durabilité des régimes politiques est en moyenne de 17 ans sur notre échantillon. Cette valeur est relativement plus élevée que les deux mandats traditionnels (10 ans) de l'exécutif en France, les deux mandats constitutionnels (8 ans) aux États-Unis, ainsi que la norme qui se généralise progressivement dans les nouvelles démocraties qui consiste à constitutionnaliser deux mandats présidentiels de 5 ans chacun. Enfin, en ce qui concerne les deux variables complémentaires que nous avons utilisées dans le cadre de cette étude, nous notons que l'âge moyen des chefs d'exécutif de notre échantillon est d'environ 58 ans. Le minimum de 34,78 ans est enregistré en Eswatini, alors qu'un maximum de 75,13 ans est observé en Chine. En outre, le nombre moyen d'événements d'instabilité politique vécus dans les pays frontaliers est de 2,25. Les valeurs les plus importantes de la variable de contagion sont enregistrées en Amérique latine (Brésil, Colombie, Équateur, Panama, Pérou, Vénézuéla). De façon générale, cette région a connu des épisodes d'instabilité politique sur la période d'étude.

Tableau 3
Statistiques descriptives : 1975-2019

Variables	Obs.	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
IP informelle	84	0,028	0,660	-0,723	2,593
IP formelle	84	0,032	0,352	-0,789	1,252
Âge	84	58,020	7,422	34,780	75,130
Contagion	84	2,253	1,450	0,178	8,244
PIBgr	84	1,741	1,884	-2,021	9,343
Gov	84	14,410	4,680	3,721	31,220
Invest	84	22,960	7,097	11,970	45,930
Trade	84	68,260	32,160	21,220	172,700
Inflation	84	13,305	13,536	2,262	72,740
Chômage	84	8,124	6,028	0,409	26,980
Corrupt	84	-0,581	0,586	-1,592	1,170
Democ	84	3,057	,541	0	10
Durab	84	16,98	13,35	2,333	71
Frageth	84	0,651	0,477	0	1
Fragling	84	0,512	0,491	0	1
Fragreli	84	0,410	0,492	0	1
Fraggouv	84	0,147	0,146	0	0,727

Estimation des déterminants de l'instabilité politique

Nous présentons ici successivement les résultats en coupe transversale, puis les estimations sur panel dynamique.

Résultats des estimations en coupe transversale

L'équation d'instabilité politique est estimée en distinguant l'instabilité formelle de l'informelle. Le tableau n°4 présente les

résultats mettant en évidence les déterminants de long terme de l'instabilité politique. De façon globale, les régressions possèdent un potentiel explicatif appréciable, compte tenu des valeurs des R^2 ajustés souvent supérieures à 40 %. De surcroît, les modèles de régression sont globalement significatifs, car la statistique de Fisher rejette, dans tous les cas, l'hypothèse nulle de non-significativité simultanée de tous les coefficients à l'exception de la constante.

L'effet des différentes variables sur les deux formes d'instabilité politique reste globalement concordant avec les prédictions théoriques. Nous nous intéressons d'abord à nos variables majeures, que sont l'âge du chef de l'exécutif et la contagion. Les résultats obtenus suggèrent que l'influence de l'âge du chef de l'exécutif est négative et significative sur les deux formes d'instabilité politique à long terme. En effet, il est rare que des chefs de l'exécutif arrivent au pouvoir à un âge avancé, qui est par conséquent souvent associé à une longévité au pouvoir. En restant au pouvoir sur une longue période, les chefs d'exécutif dirigent la plupart du temps avec une majorité relativement stable, réduisant ainsi l'instabilité formelle. Dans la même veine, l'âge du chef de l'exécutif est négativement associé à l'instabilité politique informelle à long terme. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que l'âge avancé de nombreux chefs d'État est non seulement un signe de pérennité de leur régime politique, mais témoigne également de leur capacité à contenir toutes les formes d'instabilité politique informelle, en particulier celles qui peuvent conduire à un changement de régime. En conséquence, un âge avancé du chef de l'exécutif est associé à une longue durée au pouvoir sans instabilité politique informelle majeure. Une telle situation est souvent observée dans les régimes dictatoriaux, les pseudo-démocraties ou dans les monarchies constitutionnelles. Par exemple, l'Arabie saoudite, le Cameroun, et le Laos, sont gouvernés par des présidents qui ont plus de 80 ans. Malgré l'âge avancé de leur président, ces pays n'ont pas connu de changements politiques majeurs et sont caractérisés par une stabilité politique relative sur une longue période. L'impact négatif de la durabilité des régimes politiques sur l'instabilité politique for-

melle et informelle corrobore les résultats précédents. Toutefois, un âge avancé du dirigeant n'est pas synonyme de durabilité politique, dans le cas où ce dernier accède tardivement au pouvoir.

Contrairement à l'âge du chef de l'exécutif, la contagion liée au voisinage géographique augmente les deux formes d'instabilité politique, avec des effets amplifiés au niveau de l'instabilité informelle. Le coefficient de la variable mesurant la contagion est négatif et significatif dans les différentes équations d'instabilité politique. Nos résultats suggèrent que les pays qui ont des voisins en situation d'instabilité politique ont une forte probabilité de connaître des événements semblables par mimétisme. Les pays limitrophes ont souvent des caractéristiques économiques et politiques proches, qui facilitent la contagion des phénomènes d'instabilité politique⁴.

En ce qui concerne les variables de contrôle, les résultats obtenus suggèrent des effets mitigés à long terme, à l'exception des indices de démocratie et de corruption, de la durabilité du régime et de la croissance économique. Par exemple, le niveau de démocratie a un effet négatif sur l'instabilité politique aussi bien formelle, qu'informelle. L'effet négatif sur l'instabilité formelle peut se justifier par le fait que, dans les régimes démocratiques, les majorités stables sont mises en place par les coalitions au pouvoir, réduisant en conséquence l'instabilité au niveau du pouvoir politique. Bien que la démocratie garantisse une plus grande stabilité du pouvoir, à long terme, les régimes politiques peuvent changer régulièrement à la suite des élections présidentielles ou législatives. Par ailleurs, la démocratisation des régimes politiques réduit l'instabilité politique informelle, en atténuant les velléités de soulèvements populaires et de rébellions armées, en cas de mécontentements populaires. Dans un contexte démocratique, les populations disposent d'autres outils (les scrutins électoraux) que la révolte et les soulèvements populaires pour marquer leur désapprobation par rapport au régime en place. Ces résultats s'inscrivent dans la même perspective que les études antérieures (Rummel [1995], Auvinen [1997], Przeworski et Limongi [1997], Ellingsen [2000], Parsa [2003] Schatzman

[2005], Blanco et Grier [2009]) qui suggèrent que la démocratisation des régimes politiques réduit le niveau de l'instabilité politique, qui peut se manifester à travers des canaux légaux ou non constitutionnels. Ce résultat est renforcé par l'impact négatif et significatif de la durabilité des régimes définie comme le nombre d'années écoulées depuis le changement d'un régime politique. La stabilité politique est donc concomitante avec la durabilité des régimes politiques. En effet, les régimes démocratiques caractérisés par une majorité stable sont aussi durables que les dictatures et les monarchies constitutionnelles. La similitude au niveau de ces différents régimes politiques, est qu'ils enregistrent de longues périodes de stabilité politique. Au-delà du fait que la démocratie favorise la désignation des autorités exécutives et législatives par la population, elle concourt à une meilleure gestion des ressources publiques, à travers la gouvernance participative. En conséquence, la démocratisation allant de pair avec la réduction de la corruption, cette dernière contribue également à réduire l'instabilité formelle et informelle. Le coefficient négatif et significatif de la mesure de la corruption confirme qu'une réduction de la corruption atténue l'instabilité politique sous toutes ses formes. En conséquence, la lutte contre la corruption permet aux pouvoirs publics d'accroître les sources de financement du développement. Elle augmente les chances de réélection des autorités politiques en place d'une part, et réduit les mécontentements et soulèvements populaires pouvant conduire à une instabilité informelle majeure, d'autre part.

En ce qui concerne les indicateurs de configuration ethnolinguistique et religieuse, leur impact sur la stabilité politique à long terme varie en fonction du type de fragmentation. Par exemple, la fragmentation ethnique attise l'instabilité politique, en raison des difficultés de réalisation de la cohésion sociale et de l'exclusion fréquente du partage du pouvoir de certaines ethnies. À titre illustratif, de nombreux conflits en Afrique sont d'origine ethnique : le génocide du Rwanda (1990-1994), les guerres civiles de la Sierra Leone (1991-2002), de la Somalie (1991-2006), de l'Angola (1992-2002) et du Burundi (1993-2005). Dans la même veine, nos résultats sug-

gèrent que la fragmentation religieuse affecte de façon significative l'instabilité politique formelle et informelle. Même si les croisades religieuses relèvent d'une époque révolue, la cohabitation pacifique des différents groupes religieux sur le même espace géographique reste difficile et génère souvent des tensions sociales et politiques. Par ailleurs, l'interférence des courants religieux dans la vie politique dans de nombreux pays en développement, et même parfois développés, explique ce résultat qui corrobore celui de Montalvo et Reynal-Querol [2005]. Ces auteurs montrent que la fragmentation religieuse est une source d'instabilité politique permanente à long terme. Par exemple, depuis 1948, les événements d'instabilité politique à Jérusalem sont en relation avec le conflit religieux entre Juifs et Musulmans.

Enfin, quant aux indicateurs macroéconomiques, la croissance économique réduit l'instabilité politique, qu'elle soit formelle ou informelle à long terme. Ainsi, de bonnes perspectives de croissance atténuent les risques de soulèvements populaires et de renversements des régimes politiques d'une part, et d'autre part permettent aux régimes en place de renouveler leur mandat, à travers la réduction de l'instabilité formelle. De même, le ratio au PIB de l'investissement est négativement associé à l'instabilité formelle et informelle. En effet, un environnement économique caractérisé par une forte instabilité politique décourage l'investissement privé, en raison des anticipations économiques pessimistes. Des résultats semblables, traduisant un impact négatif de la croissance économique sur l'instabilité politique, sont obtenus par Blanco et Grier [2009], Collier et Hoeffler [2004] et Goldstone *et al.* [2010]. En revanche, les autres variables macroéconomiques telles que les dépenses gouvernementales rapportées au PIB, l'ouverture commerciale, le taux d'inflation et le taux de chômage sont sans effets significatifs, suggérant l'intérêt d'examiner leur influence à court terme sur l'instabilité politique.

Tableau 4
Résultats de l'estimation en coupe transversale des déterminants de l'instabilité politique : 1975 et 2019

Variables	Instabilité politique formelle				Instabilité politique informelle			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
PIBgr	-0,066** (0,033)	-0,054* (0,030)	-0,066** (0,032)	-0,062** (0,031)	-0,065** (0,031)	-0,049* (0,029)	-0,057* (0,033)	-0,059* (0,032)
Gov	0,044 (0,114)	0,091 (0,123)	0,078 (0,121)	0,102 (0,128)	0,032 (0,239)	0,089 (0,260)	0,142 (0,246)	0,152 (0,261)
Invest	-0,305** (0,132)	-0,282** (0,134)	-0,275** (0,134)	-0,268** (0,131)	-0,342** (0,128)	-0,315*** (0,124)	-0,359*** (0,123)	-0,314** (0,127)
Trade	0,047 (0,079)	0,044 (0,080)	0,078 (0,083)	0,073 (0,084)	-0,010 (0,168)	-0,015 (0,169)	0,032 (0,169)	0,030 (0,171)
Inflation	-0,016 (0,030)	-0,017 (0,030)	-0,008 (0,030)	-0,008 (0,030)	0,019 (0,063)	0,018 (0,063)	0,012 (0,062)	0,012 (0,062)
Chômage	-0,026 (0,621)	-0,115 (0,627)	-0,253 (0,635)	-0,297 (0,642)	0,167 (1,305)	0,060 (1,325)	0,057 (1,291)	0,039 (1,308)
Durab	-0,212*** (0,050)	-0,209*** (0,050)	-0,225*** (0,052)	-0,221*** (0,053)	-0,276** (0,107)	-0,273** (0,107)	-0,302*** (0,107)	-0,301*** (0,108)
Democ	-0,034** (0,014)	-0,031** (0,014)	-0,038*** (0,014)	-0,036** (0,014)	-0,042** (0,019)	-0,041** (0,020)	-0,042** (0,020)	-0,043** (0,021)
Fraggouv	0,014 (0,241)	0,007 (0,241)	0,026 (0,247)	0,025 (0,248)	0,791 (0,508)	0,783 (0,510)	0,718 (0,502)	0,717 (0,505)
Frageth	0,051** (0,026)	0,077*** (0,027)	0,017 (0,024)	0,023 (0,025)	0,044* (0,026)	0,036* (0,021)	0,067** (0,029)	0,061** (0,028)

.../...

.../...

Fragling	0,146 (0,096)	0,158 (0,097)	0,115 (0,097)	0,121 (0,098)	-0,155 (0,204)	-0,141 (0,206)	-0,098 (0,198)	-0,095 (0,200)
Fragreli	0,099 (0,074)	0,110 (0,075)	0,102 (0,077)	0,112 (0,079)	0,419*** (0,157)	0,432*** (0,159)	0,350** (0,157)	0,354** (0,162)
Corrupt		-0,057* (0,026)		-0,044** (0,021)		-0,081*** (0,028)		-0,089*** (0,026)
Âge	-0,547** (0,268)	-0,562** (0,268)			-0,564** (0,264)	-0,547** (0,268)		
Contagion			0,046* (0,027)	0,042* (0,024)			0,091*** (0,025)	0,089*** (0,029)
Constante	3,524*** (1,296)	3,529*** (1,295)	0,803 (0,552)	0,820 (0,555)	-1,547 (2,726)	-1,540 (2,739)	0,087 (1,122)	0,094 (1,132)
R2 ajusté	0,461	0,487	0,406	0,420	0,404	0,429	0,421	0,453
Test de Fisher	3,890***	4,110***	3,590***	3,820***	3,140***	3,210***	3,340***	3,970***
Observations	84	84	84	84	84	84	84	84

Note : *** p<0,01 ; ** p<0,05 ; * p<0,1. Les écarts-types corrigés du biais d'hétéroscédasticité sont entre parenthèses. Les régressions comportant la variable corruption portent sur la période 1996-2019.

À la suite des résultats obtenus à partir de l'analyse en coupe transversale, nous utilisons dans le paragraphe suivant l'estimateur des GMM system à deux étapes sur panel dynamique, afin de proposer des estimateurs de court terme des déterminants de l'instabilité politique. Cet estimateur permet non seulement de prendre en compte la persistance de l'instabilité politique, mais aussi de corriger les biais potentiels de causalité réciproque entre l'instabilité politique et ses déterminants, non contrôlés par les régressions en coupe transversale.

Résultats des estimations sur panel dynamique

Les résultats des estimations sur panel dynamique sont présentés aux tableaux n^{os} 5 et 6, respectivement pour les équations d'instabilité politique formelle et informelle. Le test de sur-identification de Sargan⁵, ainsi que les tests d'autocorrélation d'ordre 1 et 2 des résidus⁶ confirment la validité des instruments. Les résultats obtenus à l'aide de l'estimateur des GMM system à deux étapes sur panel dynamique sont proches de façon globale de ceux en coupe transversale, avec toutefois des divergences en termes d'ampleur des coefficients. Ces divergences mettent en évidence l'intérêt d'étudier de façon distincte les effets de court terme et de long terme de l'instabilité politique. La variable endogène retardée d'une période (5 ans) a un signe positif et significatif, avec un effet plus marqué au niveau de l'instabilité politique informelle. L'effet de persistance observé, met en évidence des spirales d'instabilité politique informelle qui peuvent durer plusieurs années.

L'âge du chef de l'exécutif est positivement associé à l'instabilité politique aussi bien dans sa dimension informelle que formelle. En effet, l'accroissement de l'âge du chef de l'exécutif donne lieu à des batailles de succession ou encore nourrit des mouvements de révolte en vue d'un changement de régime. Par ailleurs, dans de nombreux cas, l'incapacité physique à diriger effectivement de certains chefs d'exécutif âgés attise les conflits de succession. Nos résultats soutiennent clairement

que l'accroissement de l'âge des chefs de gouvernement n'est pas un gage de stabilité politique à court terme⁷. Ces résultats sont contraires à ceux que nous avons obtenus en coupe transversale (tableau n°4). En effet, même si l'âge avancé des chefs d'État témoigne d'une stabilité politique à long terme, à travers l'effet de la durabilité de leur régime, il accroît à court terme le risque d'instabilité politique, en particulier celle informelle, en raison de la baisse de leurs capacités à diriger. En conséquence, l'augmentation de l'âge des chefs d'État et de la durabilité des régimes politiques, bien qu'étant signe de stabilité politique, doit amener à anticiper l'imminence d'une crise politique. L'alternative à cette crise serait de favoriser les alternances pacifiques au pouvoir à travers des mécanismes institutionnels.

La nature des régimes politiques influence la stabilité politique. En particulier, à l'instar des résultats obtenus précédemment, l'amélioration du niveau de démocratisation réduit l'instabilité, qu'elle soit formelle ou informelle à court terme. En effet, les régimes démocratiques permettent la gestion du pouvoir par la majorité qui sort vainqueur du processus électoral, et réduit en conséquence l'instabilité formelle. Par ailleurs, la démocratie limite toutes les formes de violence à motivation politique, à savoir les révolutions, les assassinats et les coups d'État, en proposant des mécanismes institutionnels alternatifs (les élections, par exemple), pour permettre au peuple de manifester sa désapprobation ou son soutien par rapport à des choix politiques donnés. De surcroît, la relation entre l'âge du chef de l'exécutif et l'instabilité politique dépend de la nature du régime politique. En effet, la variable d'interaction obtenue à partir du produit entre l'âge du chef de l'exécutif et la démocratie a un signe négatif et significatif, suggérant que l'impact positif de l'âge du chef de l'exécutif sur l'instabilité politique est atténué lorsque le niveau de démocratisation s'améliore. Cette baisse de l'impact positif de l'âge sur l'instabilité politique est plus importante en ce qui concerne l'instabilité politique informelle. Ces résultats vont dans le même sens que ceux Jones et Olken [2005], qui mettent en évidence un impact négatif plus important du décès du dirigeant dans les régimes autocratiques.

Le coefficient de la variable mesurant la durabilité des régimes politiques est négatif et significatif, mettant en évidence la capacité des dirigeants à contenir l'instabilité politique aussi bien sous sa forme institutionnelle, que non institutionnelle.

En ce qui concerne l'impact de la contagion liée au voisinage géographique, nos résultats suggèrent qu'elle est une source d'instabilité à court terme. Ainsi, les événements d'instabilité, plus particulièrement ceux relatifs à l'instabilité informelle, peuvent facilement s'exporter vers les pays limitrophes et amplifier l'instabilité politique à un niveau régional. Le développement des nouvelles technologies de l'information et de la communication permet la diffusion rapide de messages pour susciter les soulèvements des populations, par imitation des événements d'instabilité dans les pays voisins. Le Printemps arabe est une illustration de la contagion liée au voisinage dans le déclenchement de phénomènes d'instabilité politique. De même, les récents coups d'État effectués entre 2021 et 2022 au Tchad, au Mali, en Guinée et au Burkina Faso, corroborent l'hypothèse de contagion régionale de l'instabilité politique.

Les variables mesurant la qualité institutionnelle influencent également les différentes formes d'instabilité politique. Par exemple, l'accroissement de la corruption exacerbe l'instabilité politique, plus particulièrement dans sa forme informelle. En effet, la corruption entraîne la gabegie et des déperditions de ressources, qui rendent les services publics inefficaces et accroissent les inégalités d'opportunité. Les mécontentements populaires qui en découlent peuvent conduire à de l'instabilité politique sous une forme ou une autre. En outre, les indicateurs de fragmentation, en particulier ceux relatifs à l'ethnie et à la religion, ont des coefficients positifs et significatifs, traduisant un effet amplificateur de l'instabilité politique à court terme dans des contextes de fragmentation. En effet, la gestion du pouvoir par des groupes politiques hétérogènes, bien qu'apportant de la quiétude sociale, n'est pas un gage de stabilité politique. Les divergences politiques ne se dissipent pas dans le partage de la gestion du pouvoir ; ce qui précipite l'alternance politique et donc de l'instabilité formelle. Des résultats semblables ont été

obtenus par Montalvo et Reynal-Querol [2005], Ranis [2009], Blanco et Grier [2009] et Karnane et Quinn [2019]. Ces résultats suggèrent, qu'au-delà des tensions politiques, les facteurs religieux et ethniques jouent un rôle prépondérant dans la déstabilisation des nations : les conflits entre les différents courants religieux au Proche-Orient, en Serbie, en Bosnie-Herzégovine, en Centrafrique, au Liban, au Nigéria et au Soudan entre musulmans et chrétiens, et en Inde entre protestants et catholiques, sont des illustrations (Joseph [2004]). L'importance de la fragmentation des nations dans le déclenchement des conflits, met en évidence les effets durables de la balkanisation des colonies, qui n'a pas tenu compte des groupes religieux et ethniques dans la constitution des États. Ainsi, certains groupes ethniques se sont retrouvés entre plusieurs pays, tandis que de nombreux pays regroupent des populations de différentes ethnies, parlant différentes langues et pratiquant différentes religions. Nos résultats montrent que ces divergences ne favorisent pas la stabilité politique à court terme, même si les effets à long terme restent limités.

Les estimations révèlent par ailleurs que les conditions macroéconomiques défavorables amplifient l'instabilité politique, particulièrement celle informelle, à court terme. Par exemple, une amélioration du taux de croissance du PIB par tête entraîne, toutes choses étant égales par ailleurs, une diminution des niveaux d'instabilité politique formelle et informelle. Ces résultats sont conformes à ceux obtenus par Cuzan *et al.* [1988], Booth [1991], Annett [2000] et Blomberg et Hess [2002]. Ces auteurs concluent qu'une baisse du taux de croissance économique augmente l'instabilité politique. De même, Collier et Hoeffler [2004] suggèrent qu'une augmentation du taux de croissance économique entraîne une diminution de la probabilité des conflits internes ou d'autres événements d'instabilité politique. Cependant, la relation entre le taux de croissance économique et l'instabilité politique formelle et informelle semble être plus significative sur panel dynamique qu'en coupe transversale, en raison de la correction du biais d'endogénéité. De surcroît, ces résultats laissent penser que les effets déstabilisants

de mauvaises performances économiques sont plus importants à court terme. L'investissement reste négativement associé à l'instabilité politique, suggérant que les contextes conflictuels sont défavorables à l'investissement. En présence d'instabilité politique, les droits de propriété ne sont pas respectés et les anticipations économiques sont pessimistes ; ce qui entraîne un repli de l'investissement privé domestique et un reflux des investissements directs étrangers. La relation entre l'ouverture commerciale et l'instabilité politique est négative, car le développement des flux commerciaux s'effectue souvent dans des contextes économiques prospères et stables. De même, l'imposition de restrictions commerciales peut pénaliser l'activité économique et générer par la suite de l'instabilité politique. Contrairement aux résultats obtenus à long terme, l'inflation est positivement associée au niveau d'instabilité politique formelle et informelle à court terme. En effet, l'inflation représente un coût social important et témoigne de la conduite d'une politique économique inefficace de la part des pouvoirs publics. En conséquence, les citoyens peuvent se mobiliser pour réclamer un changement de politique ou une alternance politique. L'inflation nourrit donc l'instabilité politique, à travers les changements de régimes politiques qu'elle peut susciter. Cet effet positif de l'inflation sur l'instabilité politique n'est pas persistant dans le temps, puisque l'activité économique est plus sensible à l'inflation courante. Le coefficient négatif et significatif des dépenses gouvernementales s'explique par le fait que cette variable joue un rôle d'amortisseur en temps de crise. L'instabilité politique, particulièrement celle informelle, représente un coût pour la communauté, que les dépenses publiques permettent de réduire. En effet, la réaction des autorités publiques à la veille des élections ou encore pendant les périodes de crise est d'augmenter les dépenses publiques, soit pour contenter les électeurs, soit pour atténuer les manifestations populaires symboles d'instabilité politique.

Tableau 5
Estimation des déterminants de l'instabilité politique formelle sur panel dynamique

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
IP formel _{t-1}	0,100** (0,049)	0,091** (0,043)	0,087* (0,049)	0,082* (0,041)	0,086* (0,049)	0,076* (0,042)
PIBgr	-0,554** (0,282)	-0,475* (0,244)	-0,508* (0,294)	-0,492* (0,259)	-0,467** (0,234)	-0,420 (0,266)
Gov	-0,136** (0,062)	-0,162** (0,082)	-0,159** (0,074)	-0,123* (0,071)	-0,172*** (0,064)	-0,152** (0,072)
Invest	-0,145** (0,059)	-0,147*** (0,055)	-0,147** (0,071)	-0,161*** (0,059)	-0,112** (0,051)	-0,117** (0,053)
Trade	-0,129* (0,071)	-0,132* (0,078)	-0,172** (0,075)	-0,135* (0,077)	-0,137 (0,108)	-0,139* (0,075)
Inflation	0,074** (0,029)	0,054* (0,032)	0,084*** (0,025)	0,052** (0,024)	0,057*** (0,021)	0,090*** (0,032)
Chômage	1,686 (1,337)	1,056 (1,064)	1,707 (1,328)	0,738 (1,033)	0,753 (1,447)	0,767 (1,031)
Durab	-0,222*** (0,046)	-0,211*** (0,060)	-0,221*** (0,045)	-0,224** (0,062)	-0,189*** (0,050)	-0,204*** (0,058)
Democ	-0,063*** (0,016)	-0,051** (0,025)	-0,116*** (0,031)	-0,109*** (0,023)	-0,063*** (0,015)	-0,058** (0,026)
Fraggouv	0,029 (0,229)	0,110 (0,206)	0,0392 (0,219)	0,182 (0,200)	-0,079 (0,212)	0,175 (0,228)
Frageth	0,570*** (0,215)	0,560*** (0,218)	0,556*** (0,267)	0,213 (0,280)	0,476* (0,246)	0,473** (0,237)

./...

.../...

Fragling	0,045 (0,682)	0,742 (0,652)	0,097 (0,692)	0,555 (0,639)	0,067 (0,761)	0,393 (0,544)
Fragreli	0,121** (0,049)	0,073** (0,036)	0,114** (0,051)	0,075** (0,036)	0,133*** (0,048)	0,135** (0,058)
Corrupt		-0,226** (0,105)		-0,233** (0,104)		-0,230** (0,105)
Âge	0,260** (0,115)	0,514** (0,235)	0,298** (0,142)	0,498** (0,234)		
Âge*Democ			-0,113* (0,063)	-0,129* (0,068)		
Contagion					0,145** (0,056)	0,185** (0,065)
Constante	0,700 (2,392)	3,282* (1,967)	0,740 (2,719)	3,156 (2,224)	-0,385 (0,908)	-0,068 (0,651)
AR1	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,031
AR2	0,638	0,691	0,635	0,693	0,681	0,754
Test de Sargan	0,013	0,014	0,024	0,016	0,028	0,034
Instruments	120	116	129	125	120	116
Nombre de pays	84	84	84	84	84	84
Observations	653	409	653	409	618	389

Note : *** p<0,01 ; ** p<0,05 ; * p<0,1. Les écarts-types corrigés du biais d'hétéroscédasticité sont entre parenthèses. Les régressions comportant la variable corruption portent sur la période 1996-2019.

Tableau 6
Estimation des déterminants de l'instabilité politique informelle sur panel dynamique

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
IP informel _{t-1}	0,351*** (0,081)	0,354*** (0,076)	0,357*** (0,085)	0,353*** (0,070)	0,232*** (0,060)	0,259*** (0,063)
PIBgr	-0,235** (0,139)	-0,336** (0,140)	-0,235** (0,136)	-0,316** (0,145)	-0,357* (0,142)	-0,482*** (0,149)
Gov	-0,240** (0,112)	-0,276** (0,138)	-0,204* (0,105)	-0,319** (0,141)	0,251* (0,136)	-0,310** (0,133)
Invest	-0,264** (0,115)	-0,294*** (0,113)	-0,299** (0,119)	-0,286** (0,116)	0,251** (0,121)	0,254** (0,114)
Trade	-0,150*** (0,064)	-0,116* (0,069)	-0,156** (0,073)	-0,117* (0,059)	-0,138** (0,062)	-0,110* (0,063)
Inflation	0,051** (0,026)	0,060** (0,025)	0,065** (0,026)	0,061** (0,028)	0,081*** (0,027)	0,082*** (0,028)
Chômage	1,883 (1,639)	1,944 (1,555)	2,022 (1,615)	1,955 (1,365)	1,271 (1,247)	2,297 (1,629)
Durab	-0,172** (0,071)	-0,236* (0,120)	-0,164** (0,069)	-0,237** (0,101)	-0,129* (0,071)	-0,154 (0,119)
Democ	-0,062** (0,031)	-0,073** (0,035)	-0,072** (0,029)	-0,064** (0,032)	-0,062** (0,025)	-0,059** (0,028)
Fraggouv	0,094 (0,282)	0,163 (0,446)	0,122 (0,272)	0,189 (0,387)	0,169 (0,283)	0,417 (0,428)
Frageth	0,604** (0,241)	0,591** (0,261)	0,741*** (0,271)	0,678*** (0,262)	0,761*** (0,287)	0,684*** (0,252)

./...

.../...

Fragling	0,520 (1,439)	0,730 (1,326)	0,215 (1,278)	0,831 (1,113)	1,398 (1,454)	1,003 (0,981)
Fragreli	0,192*** (0,056)	0,153*** (0,051)	0,145*** (0,056)	0,106** (0,053)	0,130** (0,052)	0,149*** (0,055)
Corrupt		-0,425*** (0,156)		-0,381** (0,161)		-0,401** (0,189)
Âge	0,813** (0,413)	1,082** (0,458)	0,889** (0,404)	1,125*** (0,402)		
Âge*Democ			-0,490*** (0,130)	-0,463*** (0,151)		
Contagion					0,526*** (0,108)	0,565*** (0,149)
Constante	4,458* (2,371)	7,797 (4,977)	3,778 (2,620)	8,077* (4,466)	-1,067 (1,225)	0,999 (1,448)
AR1	0,000	0,004	0,000	0,017	0,000	0,031
AR2	0,687	0,671	0,739	0,610	0,635	0,754
Test de Sargan	0,002	0,004	0,001	0,005	0,001	0,000
Instruments	120	116	129	125	120	116
Nombre de pays	84	84	84	84	84	84
Observations	653	409	653	409	618	389

Note : *** p<0,01 ; ** p<0,05 ; * p<0,1. Les écarts-types corrigés du biais d'hétéroscédasticité sont entre parenthèses. Les régressions comportant la variable corruption portent sur la période 1996-2019.

Conclusion

Cet article propose un réexamen empirique des déterminants de l'instabilité politique, à partir d'un panel de 84 pays sur la période 1975-2019. La démarche méthodologique repose sur des estimations en coupe transversale et sur panel dynamique. En raison du caractère multidimensionnel de l'instabilité politique, nous la synthétisons à l'aide d'une analyse factorielle à travers deux dimensions : l'instabilité politique formelle et informelle. Notre investigation mobilise également des variables additionnelles inspirées par les faits stylisés : la contagion des phénomènes d'instabilité politique et l'âge du chef de l'exécutif.

Les résultats obtenus suggèrent de façon globale qu'un cadre macroéconomique favorable réduit le risque d'instabilité politique, en particulier à court terme. De même, l'amélioration des processus démocratiques atténue l'instabilité politique formelle et informelle à court terme. Par ailleurs, la fragmentation ethnique et religieuse, de même que la corruption, sont des facteurs institutionnels exacerbant l'instabilité politique, surtout dans sa dimension informelle. En ce qui concerne les deux variables complémentaires mobilisées, les résultats mettent en évidence des effets de contagion liés à la proximité géographique et montrent que l'âge du chef de l'exécutif augmente à court terme l'instabilité politique dans ses dimensions formelle et informelle.

Ces résultats suggèrent que les mesures de prévention des phénomènes d'instabilité politique doivent viser, entre autres, l'amélioration du cadre macroéconomique. Aussi, les politiques de soutien à la croissance, favorables à la réduction des inégalités, ont-elles des effets indirects sur la stabilité politique, souvent peu perçus par les acteurs politiques. Puisque l'alternance démocratique est un outil majeur de prévention des risques d'instabilité, les différents régimes sont incités à converger vers des mécanismes politiques qui limitent l'âge du chef de l'exécutif et qui garantissent les chances d'accession au pou-

voir à toutes les tendances politiques. En particulier, le respect des règles d'alternance démocratique permet d'éviter l'instabilité informelle destinée à abrégé le règne parfois trop long d'un dictateur. Cette forme d'instabilité politique, provoquée par les distorsions institutionnelles, vise souvent à rétablir l'ordre constitutionnel. Toutefois, elle entraîne des conséquences aussi dommageables sur l'activité économique et le fonctionnement des institutions qu'un coup d'État, qui interrompt un processus démocratique normal. Dans tous les cas, il est important que l'ordre constitutionnel soit rapidement restauré, même si cette issue se révèle parfois complexe.

Enfin, les institutions internationales doivent œuvrer à travers des médiations dès que les premiers signes d'instabilité se font sentir, pour contenir et désamorcer les crises politiques, afin d'éviter qu'elles ne deviennent aigües et ne s'étendent dans la sous-région concernée. Les différentes missions de médiation des Nations Unies dans de nombreux pays, en cas de problèmes politiques, s'inscrivent dans cette perspective.

Les auteurs sont très reconnaissants envers les deux rapporteurs anonymes et le rédacteur en chef de la Revue française d'économie pour leurs commentaires très constructifs et restent seuls responsables des erreurs et omissions persistantes.

Jude Eggoh est maître de conférences-HDR en sciences économiques – Groupe de recherche angevin en économie et management (GRANEM) et FASEG, université d'Abomey-Calavi. Adresse : Université d'Angers, 13 Allée François Mitterrand – BP 13633 – 49036 Angers, Cedex 1.

Email : jude.eggoh@univ-angers.fr

Hassen Kobbi est doctorant – Laboratoire d'économie d'Orléans (LEO).

Adresse : Université d'Orléans, Rue de Blois – BP 26739 – 45067 Orléans, Cedex 2.

Email : kobbi.hassen@yahoo.fr

Annexe

Liste des 84 pays de l'échantillon :

Afrique du Sud, Albanie, Algérie, Angola, Argentine, Bangladesh, Bénin, Bhoutan, Bolivie, Botswana, Brésil, Bulgarie, Burkina Faso, Burundi, Cambodge, Cameroun, République Centrafricaine, Tchad, Chine, Colombie, République Démocratique du Congo, Congo, Costa Rica, Côte d'Ivoire, Équateur, Égypte, El Salvador, Eswatini, Éthiopie, Gabon, Gambie, Ghana, Guatemala, Guinée, Guinée-Bissau, Guinée équatoriale, Guyane, Haïti, Honduras, Inde, Iran, Irak, Jordanie, Kenya, Laos, Liban, Lesotho, Libéria, Libye, Malawi, Malaisie, Mali, Mauritanie, Mongolie, Maroc, Mozambique, Myanmar, Népal, Nicaragua, Niger, Nigéria, Oman, Pakistan, Panama, Paraguay, Pérou, Qatar, Roumanie, Rwanda, Arabie saoudite, Sénégal, Sierra Leone, Somalie, Soudan, Suriname, Syrie, Tanzanie, Thaïlande, Togo, Tunisie, Ouganda, Uruguay, Vénézuéla, Zambie.

Notes

1. Cette comparaison entre le PDG et le chef de l'exécutif (Président ou Premier ministre en fonction du régime) ne signifie pas que les contraintes et les objectifs sont les mêmes aux deux niveaux de décision. Cela permet seulement de souligner que, s'il y a des risques pour l'entreprise d'avoir un dirigeant d'âge avancé, ces risques sous des formes identiques ou différentes, peuvent également exister au niveau des États.
2. Cf. l'annexe pour la liste des pays.
3. L'hypothèse nulle du test de sphéricité de Bartlett stipule que toutes les corrélations sont égales à zéro.
4. Par exemple, la révolte du Jasmin en Tunisie a généré en 2011 une forte instabilité politique au Moyen-Orient et en Afrique du Nord, particulièrement chez ses voisins frontaliers, à savoir la Libye et l'Égypte, avec des effets dominos dans plusieurs pays arabes. De même, le coup d'État de 1972 au Bénin a été suivi par ceux du Niger en 1974 et du Nigéria en 1975. En 1979, plusieurs coups d'État ont été expérimentés au Congo, en Centrafrique, en Guinée équatoriale et au Tchad. De même, le processus de démocratisation dans les années 1990, débuté au Bénin, s'est progressivement répandu dans de nombreux pays d'Afrique subsaharienne.
5. L'hypothèse nulle du test de Sargan, prévoit que les instruments sont non corrélés avec le terme d'erreur. La statistique du test associé à cette hypothèse suit une loi de Khi 2 à $(r - k)$ degrés de liberté, avec r le nombre de variables instrumentales et k le nombre de coefficients estimés.
6. Le test AR1 valide l'hypothèse d'autocorrélation d'ordre 1, tandis le test AR2 confirme l'absence d'autocorrélation d'ordre 2 des résidus.
7. Dans de nombreux pays en développement, pour éviter cette dérive, certaines constitutions limitent non seulement le nombre de mandats mais également plafonnent l'âge maximal des candidats au suffrage universel pour briguer la magistrature suprême. Mais, force est de constater que dans certains cas, ces verrous sont contournés à travers des révisions opportunistes des constitutions afin de maintenir au pouvoir des chefs d'État ne remplissant plus les critères constitutionnels. Ces manœuvres consistant à maintenir au pouvoir des chefs d'exécutif d'âge avancé et à rallonger la durée de leur mandat, ne font qu'augmenter la probabilité de survenance d'une instabilité politique informelle.

Références

- A. Ades et H.B. Chua [1997] : *Thy Neighbor's Curse: Regional Instability and Economic Growth*, **Journal of Economic Growth**, vol. 2, pp. 279-304.
- A. Alesina, A. Devleeschauwer, W. Easterly, S. Kurlat et R. Wacziarg [2003] : *Fractionalization*, NBER working paper n°9411, Cambridge, MA, National Bureau of Economic Research.
- A. Alesina, S. Ozler, N. Roubini et P. Swagel [1996] : *Political Instability and Economic Growth*, **Journal of Economic Growth**, vol. 1 n°2, pp. 189-211.
- A. Alesina et R. Perotti [1996] : *Income Distribution, Political Instability and Investment*, **European Economic Review**, vol. 40, n°6, pp. 1203-1228.
- A. Annett [2000] : *Social Fractionalization, Political Instability, and the Size of Government*, IMF working paper, vol. 48, pp. 561-592.
- M. Arellano et S. Bond [1991] : *Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations*, **Review of Economic Studies**, vol. 58, pp. 277-297.
- J. Auvinen [1997] : *Political Conflict in Less Developed Countries*, **Journal of Peace Research**, vol. 34, n°2, pp. 177-195.
- J. Auvinen et W. Nafziger [1999] : *The Sources of Humanitarian Emergencies*, **Journal of Conflict Resolution**, vol. 43, n°3, pp. 267-290.
- B. Bahadir et N. Valev [2015] : *Financial Development Convergence*, **Journal of Banking and Finance**, vol. 56, pp. 61-71.
- A. S. Banks et K. A. Wilson [2018] : *Cross-National Time-Series Data Archive*, Databanks International, Jerusalem, Israel, <https://www.cntsdata.com/>
- A. S. Banks et K. A. Wilson [2020] : *Cross-National Time-Series Data Archive*, Databanks International, Jerusalem, Israel, <https://www.cntsdata.com/>
- Banque mondiale [2021] : *World Development Indicators*, World Bank, Washington DC.
- Banque mondiale [2021] : *Worldwide Governance Indicators*, World Bank, Washington DC.
- R. Barro et X. Sala-i-Martin [2004] : **Economic Growth**, 2^{ème} éd., The MIT Press.
- L. Blanco et R. Grier [2009] : *Long Live Democracy: The Determinants of Political Instability in Latin America*, **The Journal of Development Studies**, vol. 45, n°1, pp.76-95.
- B. Blomberg et G. Hess [2002] : *The Temporal Links between Conflict and Economic Activity*, **Journal of Conflict Resolution**, vol. 46, n°1, pp. 74-90.
- R. Blundell et S. Bond [1998] : *Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models*, **Journal of Econometrics**, vol. 87, n°1, pp. 115-143.
- J. Booth [1991] : *Socio-Economic and Political Roots of National Revolts in Central America*, **Latin American Research Review**, vol. 26, n°1, pp. 33-73.
- N. Campos et M. Karanasos [2008] : *Growth, Volatility and Political Instability: Non-Linear Time-Series Evidence for Argentina, 1896-2000*, **Economics Letters**, vol. 100, n°1, pp. 135-137.

- P. Collier et A. Hoeffler [1998] : *On Economic Causes of Civil War*, **Oxford Economic Papers**, vol. 50, n°4, pp. 563-573.
- P. Collier et A. Hoeffler [2004] : *Greed and Grievance in Civil War*, **Oxford Economic Papers**, vol. 56, n°4, pp. 563-595.
- A. Cuzan, S. Moussalli et C. Bundrick [1988] : *Fiscal Expansion and Political Instability in the Iberic Latin Region*, **Public Choice**, vol. 59, n°3, pp. 225-238.
- W. Easterly et R. Levine [1997] : *Africa's Growth Tragedy: Policies and Ethnic Divisions*, **Quarterly Journal of Economics**, vol. 112, n°4, pp. 1203-1250.
- T. Ellingsen [2000] : *Colourful Community or Ethnic Witches' Brew? Multiethnicity and Domestic Conflict during and after the Cold War*, **Journal of Conflict Resolution**, vol. 44, n°2, pp. 228-249.
- M. R. Farzanegan et S. Witthuhm [2017] : *Corruption and Political Stability: Does the Youth Bulge Matter?* **European Journal of Political Economy**, vol. 49, pp. 47-70.
- A. K. Fosu [2001] : *Political Instability and Economic Growth in Developing Economies: some Specification Empirics*, **Economic Letters**, vol. 70, n°2, pp. 289-294.
- S. Giniger, A. Dispenzieri et J. Eisenberg [1983] : *Age, Experience, and Performance on Speed and Skill Jobs in Applied Setting*, **Journal of Applied Psychology**, vol. 68, n°3, pp. 469-475.
- J. Goldstone, R. Bates, T. Gurr, M. Marshall, J. Ulfelder et M. Woodward [2010] : *A Global Model for Forecasting Political Instability*, **American Journal of Political Science**, vol. 54, n°1, pp. 190-208.
- B. F. Jones et B. A. Olken [2005] : *Do Leaders Matter? National Leadership and Growth since World War II*, **Quarterly Journal of Economics**, vol. 120, n°3, pp. 835-864.
- R. Jong-A-Pin [2009] : *On the Measurement of Political Instability and Its Impact on Economic Growth*, **European Journal of Political Economy**, vol. 25, n°1, pp. 15-29.
- M. Joseph [2004] : *Religion et conflits*, **revue Projet**, n°281, pp. 36-41.
- P. Karnane et M. A. Quinn [2019] : *Political Instability, Ethnic Fractionalization and Economic Growth*, **International Economics and Economic Policy**, vol. 16, pp. 435-461.
- J. Klomp et J. De Haan [2009] : *Political Institutions and Economic Volatility*, **European Journal of Political Economy**, vol. 25, n°3, pp. 311-326.
- S. Kolenikov [2009] : *Confirmatory Factor Analysis Using Confa*, **The Stata Journal**, vol. 9, n°3, pp. 329-373.
- R. Levine, N. Loayza et T. Beck [2000] : *Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes*, **Journal of Monetary Economics**, vol. 46, pp. 31-77.
- M. G. Marshall, T. R. Gurr et K. Jagers [2019] : *Polity IV Project: Political Regime Characteristics and Transitions, 1800-2018*. Dataset, Centre for Systemic Peace.
- P. L. McClelland, V. L. Barker III et W. Y Oh [2012] : *CEO Carrier Horizon and Tenure: Future Performance Implications under Different Contingencies*, **Journal of Business Research**, vol. 65, n°9, pp. 1387-1393.
- D. Miljkovic et A. Rimal [2008] : *The Impact of Socio-Economic Factors on Political Instability: A Cross-Country Analysis*, **The Journal of Socio-Economics**, vol. 37, n°6, pp. 2454-2463.

- C. S. Mishra, D. L. McConaughy et D. H. Gobeli [2000] : *Effectiveness of CEO Pay-For-Performance*, **Review of Financial Economics**, vol. 9, n°1, pp. 1-13.
- J.G. Montalvo et M. Reynal-Querol [2005] : *Ethnic Polarization, Potential Conflict, and Civil Wars*, **The American Economic Review**, vol. 95, n°3, pp. 796-816.
- P. Nguyen, N. Rahman et R. Zhao [2018] : *CEO Characteristics and Firm Valuation: A Quantile Regression Analysis*, **Journal of Management and Governance**, vol. 22, n°1, pp. 133-151.
- M. Paldam [1987] : *Inflation and Political Instability in Eight Latin American Countries 1946-1983*, **Public Choice**, vol. 52, n°1, pp. 143-168.
- M. Parsa [2003] : **Will Democratization and Globalization Make Revolutions Obsolete? Rethinking Radical Change in the Age of Globalization**, New York: Zed Books, pp. 73-82.
- A. Przeworski et F. Limongi [1997] : *Modernization: Theories and Facts*, **World Politics**, vol. 49, n°2, pp. 155-183.
- QoG [2021] : *Quality of Government Database*, The Quality of Government Institute, Université de Gothenburg (Suède), <https://qog.pol.gu.se/data>.
- G. Ranis [2009] : **Diversity of Communities and Economic Development: An Overview**, Yale University.
- F. Rodriguez et D. Rodrik [2000] : *Trade Policy and Economic Growth: A Skeptic's Guide to the Cross-National Evidence*, **NBER Macroeconomics Annual**, vol. 15, pp. 261-325.
- R. Rummel [1995] : *Democracy, Power, Genocide, and Mass Murder*, **Journal of Conflict Resolution**, vol. 39, n°1, pp. 3-26.
- C. Schatzman [2005] : *Political Challenge in Latin America: Rebellion and Collective Protest in an Era of Democratization*, **Journal of Peace Research**, vol. 42, n°3, pp. 291-310.
- A. Shleifer et R.W. Vishny [1993] : *Corruption*, **The Quarterly Journal of Economics**, vol. 108, n°3, pp. 599-617.
- C.L.J. Siermann [1998] : *Politics, Institutions and Economic Performance of Nations*, **Books, Edward Elgar Publishing**, n°1281.
- D. Wittman [1989] : *Why Democracies Produce Efficient Results*, **Journal of Political Economy**, vol. 97, n°6, pp. 1395-1424.